

表 7-1 所得再分配調査(勤労者・無職世帯)の分配状況

	GINI	THEIL	ATKIN3	ATKIN8	ATKIN15
DISP1	0.37067	0.24644	0.072093	0.19037	0.37167
PERDISP1	0.34501	0.22098	0.062479	0.15555	0.28095
SQRTDISP1	0.33222	0.20401	0.058597	0.15082	0.28893

表 7-2 所得再分配調査(勤労者・無職世帯)の記述統計

	平均	標準偏差	最小	最大
DISP1	599.22761	512.74653	4.0	16571.19922
PERDISP1	213.82240	179.55642	1.66667	4142.79980
SQRTDISP1	345.84965	276.03033	2.88675	8285.59961

	分散	歪度	尖度
DISP1	262909.00159	8.75976	195.98040
PERDISP1	32240.50830	7.71707	122.92670
SQRTDISP1	76192.74377	9.01627	181.94813

6,592 サンプル

表 7-3 勤労者、無職家計の全消と再分配調査での比較

1) 平均の差の検定

Method	df	Value	Probability
t-test	53480	6.326016	0.0000
Anova F-statistic(1, 53480)		40.01848	0.0000

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1333466.	1333466.
Within	53480	1.78E+09	33321.26
Total	53481	1.78E+09	33345.57

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Err.	
			Std. Dev.	of Mean
全消	46890	330.6601	165.2119	0.762959
再分配	6592	345.8497	276.0303	3.399760
All	53482	332.5323	182.6077	0.789615

2) メディアンの差の検定

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon / Mann-Whitney		2.585511	0.0097
Kruskal-Wallis	1	6.684871	0.0097
van der Waerden	1	12.99304	0.0003

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall		
			Median	Mean Rank	Mean Score
全消	46890	301.0988	23477	26806.22	0.005843
再分配	6592	299.2453	3264	26281.14	-0.041563
All	53482	300.7904	26741	26741.50	2.98E-07

3) 分散の差の検定

Method	df	Value	Probability
F-test	(46889, 6591)	2.791456	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 53480)	485.1012	0.0000
Bartlett	1	3902.587	0.0000
Levene	(1, 53480)	607.9523	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 53480)	498.4388	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
全消	46890	165.2119	118.3504	115.8297	27290.34
再分配	6592	276.0303	161.6456	156.8991	22837.51
All	53482	182.6077	123.6869	120.8917	26741.50

Bartlett weighted standard deviation: 182.5411

表 8 所得再分配調査(勤労者、無職家計)による所得階級別分布状況

サンプル: 6592

カテゴリー数: 53

所得階級	数	比率	累積数	累積比率
[0, 50)	127	1.93	127	1.93
[50, 100)	297	4.51	424	6.43
[100, 150)	563	8.54	987	14.97
[150, 200)	675	10.24	1662	25.21
[200, 250)	850	12.89	2512	38.11
[250, 300)	803	12.18	3315	50.29
[300, 350)	678	10.29	3993	60.57
[350, 400)	592	8.98	4585	69.55
[400, 450)	463	7.02	5048	76.58
[450, 500)	405	6.14	5453	82.72
[500, 550)	281	4.26	5734	86.98
[550, 600)	204	3.09	5938	90.08
[600, 650)	172	2.61	6110	92.69
[650, 700)	134	2.03	6244	94.72
[700, 750)	77	1.17	6321	95.89
[750, 800)	66	1.00	6387	96.89
[800, 850)	44	0.67	6431	97.56
[850, 900)	34	0.52	6465	98.07
[900, 950)	18	0.27	6483	98.35
[950, 1000)	16	0.24	6499	98.59
[1000, 1050)	7	0.11	6506	98.70
[1050, 1100)	16	0.24	6522	98.94
[1100, 1150)	9	0.14	6531	99.07

[1150, 1200)	10	0.15	6541	99.23
[1200, 1250)	5	0.08	6546	99.30
[1250, 1300)	5	0.08	6551	99.38
[1300, 1350)	3	0.05	6554	99.42
[1350, 1400)	1	0.02	6555	99.44
[1400, 1450)	4	0.06	6559	99.50
[1450, 1500)	5	0.08	6564	99.58
[1500, 1550)	2	0.03	6566	99.61
[1550, 1600)	1	0.02	6567	99.62
[1600, 1650)	1	0.02	6568	99.64
[1650, 1700)	2	0.03	6570	99.67
[1700, 1750)	1	0.02	6571	99.68
[1750, 1800)	1	0.02	6572	99.70
[1800, 1850)	2	0.03	6574	99.73
[1900, 1950)	2	0.03	6576	99.76
[2000, 2050)	2	0.03	6578	99.79
[2100, 2150)	1	0.02	6579	99.80
[2150, 2200)	1	0.02	6580	99.82
[2200, 2250)	1	0.02	6581	99.83
[2300, 2350)	1	0.02	6582	99.85
[2400, 2450)	1	0.02	6583	99.86
[2500, 2550)	1	0.02	6584	99.88
[3450, 3500)	1	0.02	6585	99.89
[3650, 3700)	1	0.02	6586	99.91
[3750, 3800)	1	0.02	6587	99.92
[4250, 4300)	1	0.02	6588	99.94
[5000, 5050)	1	0.02	6589	99.95
[5700, 5750)	1	0.02	6590	99.97
[5900, 5950)	1	0.02	6591	99.98
[8250, 8300)	1	0.02	6592	100.00
Total	6592	100.00	6592	100.00

第4章 1990年代の所得格差に関する再検討

<分担研究者>

学習院大学経済学部教授

玄田 有史

1990年代の所得格差に関する再検討

学習院大学経済学部

玄田 有史

1. はじめに

高度成長期以後の日本労働市場についての議論をふり返ったとき、現在ほど、所得格差の拡大懸念に国民的な関心が集まったことが、はたしてあったらどうか。所得の不平等化、もしくは中流階層の崩壊といった言葉がメディア等でも頻繁にとりあげられ、日本社会の平等神話は幕を閉じたと、センセーショナルに伝えられる。しかし、その一方で、所得不平等の拡大は、少なくとも統計データをつぶさにみる限りにおいては、必ずしも観察されるものではないという意見も研究者のなかには複数ある。いずれにせよ、これらの不平等にまつわる意見の対立が、結果的に不平等に関する議論をさかんなものとしてきたのも事実である。

このような論議の高まりのなかで、この中間報告はどのような貢献ができるだろうか。まずは「所得再分配調査」の特徴を最大限生かすことである。この調査からは、従来あまり注目されてこなかった様々な格差の側面を明らかにできる。たとえば、就業状態の違いによって所得水準がどの程度異なるかを考えるとき、「所得再分配調査」ほど詳細に働き方を分類している統計は少ない。雇用・自営、常用・臨時などの他、同じ自営でも雇い人の有無、同じ常用雇用でも5人未満の零細企業や官公庁まで細かく分類される。このような詳細な分類は、たとえば総務省統計局「就業構造基本調査」でも採用されているが、そこでの収入は「おもな仕事からの1年間の収入」がどのような所得階層に分類されているかを調べているだけである。したがって所得関数の推計も不可能であると同時に、所得内容ごとの分析もできない。それに対し「所得再分配調査」では、雇用所得、事業所得などの所得項目が数値としてつぶさに把握されているほか、社会保障給付金、年金などの受給金、生活保護法による現物給付・措置費など、豊富な収入・受給金品データが整備されている。したがって、このデータからは他の統計ではできない、いくつもの所得格差の現状に関する分析が可能なのである。

2. 所得関数の推計

個人毎の総所得がどのような要因によって規定されているのか、そしてその影響が1990年代を通じて変化してきたのかを、所得関数の推計を通じて考察する。被説明変数は、年間総所得を自然対数化した値であり、説明変数は表1に掲げたとおりである。表左端にある<>は、各説明変数ダミー群のリファレンスグループである。婚姻状態を例にとれば、

有配偶、死別、離別の係数は、すべて未婚者に対する自然対数差を表している。

表1は所得再分配調査が実施された1987、1990、1993、1996年のそれぞれの年次ごとに所得関数を推計した結果である。

総所得と年齢の関係は逆U字型であり、40代もしくは50代でピークとなる点は、各年次ともに共通である。しかし、年齢別の相対所得が、93年と96年では、87年や90年に比べて変化している。相対的に10代の所得が低下しているのに対し、60代や70代以上では逆に上昇している。1996年には60代ダミーの係数が有意に正となり、20代に比べて60代の総所得が高くなっている。

働き方の形態からもいくつかの特徴がみられる。一つは自営業のうち、雇い人のある自営業者の総所得が、5-29人規模の常用雇用労働者に比べて、90年代に低下している。図1ではOECD（経済開発協力機構）による年次報告「エンプロイメント・アウトック」（2000年）に掲載されたデータから、各国間の非農林業自営業増加率を比較した。1980年代と90年代を通じて、自営業が減少している先進国は少なく、日本、フランス、デンマークのみである。日本の自営業減少の背景には、自営業者のうち、雇い人がいない場合には改善しない、雇い人がいる場合は相対的に悪化している状況が影響しているかもしれない。

異なる企業規模で働く常用雇用労働者の間にみられる所得格差に、90年代以降、顕著な変化はみられない。雇用の過剰感が強まった大企業の雇用者ほど所得の伸びが鈍化するといった傾向はみられず、その他の規模の相対所得もほぼ安定的に推移している。相対所得に増加傾向がみられるのは、官公庁で働く常用雇用労働者だけである。業績悪化による所得の伸びの鈍化が、民間企業の雇用者にはより直接的に表れるのに対し、官公庁の雇用者にはその影響は間接的もしくは賃金調整の速度も緩やかになっているのかもしれない。

もう一つ、働き方の形態のなかで特徴的な事実は、「家庭内職者」と「仕事なし」の人々の所得が相対的に上昇していることである。各年次ともに「家庭内職者」と「仕事なし」は最も所得水準の低い働き方である。しかし、1990年と1996年を比べると、各ダミーの係数は有意に負であるものの、その値は徐々に増加している。これらの低所得層に属する人々の所得水準が相対的に上昇していることが、統計上、日本の所得格差の拡大が顕著ではない一つの要因となっている可能性がある。そうだとすれば、「家庭内職者」と「仕事なし」の所得がどのような源泉を通じて増大したのだろうか。さらに所得に年金や社会保障給付金などを加えた場合、格差はさらにどの程度縮小するのかなど、いずれも今後の重要な検討課題である。

性別の影響としては、男性に比べて女性の総所得は低下傾向にある。厚生労働省が毎年調査している「賃金構造基本統計調査」などを用いた分析では、男女間格差は縮小気味に推移しているという結果を得ているものが多い。しかし、これらの統計で用いられているのは従業員10人以上の企業の一般労働者（フルタイム労働者）に関する賃金データである。ここでは調査設計上、フルタイムおよびパートタイムといった就業形態による区分がされていない。その結果、性別による格差には、男女間での就業形態構成比の違いが影響を与

えることになる。女性の方が男性に比べてパートタイム労働者が多く、かつその構成比は90年代を通じて大きく増加している。パートタイム労働の賃金がフルタイムに対して低い現状では、女性パート比率の一層の上昇が男女間所得格差を拡大している。

さらに婚姻状態別にみたとき、所得状況に最も改善の兆しがみられるのは、配偶者と死別した場合である。死別者の多くが高齢者であるとするならば、先ほどみた年齢別の所得状況とあわせると、高齢者、なかでも単身の高齢者の所得環境が90年代に入って急速に改善していたことがうかがえる。この点についても、それがどのような市場要因および制度要因によってもたらされたのか、今後より詳細な分析が必要である。

表1の最後に、居住地域の影響をみってみる。1990年代の大きな地域要因の変化としては、なんといってもバブル経済の隆盛と崩壊による土地価格の高騰と下落である。その影響を最も大きく受けたのは大都市部であり、なかでも東京圏と大阪圏である。表1をみると、たしかに大都市部の相対所得は低下しており、地域別でも東京都および埼玉県、千葉県、神奈川県から構成される「関東-I」ダミーの係数が大きく低下している。相対的に所得水準の高かった東京大都市圏における所得の伸びが鈍化したことも、日本全体での所得格差の拡大にブレーキをかけていたことが想像できる。

3. 構造変化の検証

ここまでは所得格差の中身が変わってきたのかを、各年別に推計した結果を比較することで考察してきた。しかし、推計された係数に微妙な増減がみられたとしても、それが統計的に意味のある変化かどうかは必ずしも明確ではない。そこで、所得格差の構造が生じたといえるかについて、次のような統計的検証を行った。

1990年代における構造変化の可能性を調べるため、1990年と1996年のデータをプールする。その上で、1996年ダミーと表1に掲げた変数及び、それらの変数と年次ダミーの交差項を説明変数として自然対数化した総所得関数の推計を行う。この場合、交差項の係数は、1990年から96年にかけて、リファレンスグループに対する総所得の相対値がどの程度変化したかを表すことになる。その係数が統計的に有意であれば、相対所得に構造的な変化が生じたと考えることができる。

その推計結果が表2である。ここからは、先にみた推計結果からの予想の大部分が、やはり構造変化の結果である可能性が高いことを示唆している。年齢ダミーと年次ダミーの交差項の推計結果をみると、20歳未満の係数が有意に負であるのに対し、60-69歳と70歳以上の係数が有意に正となっている。ここからは、総所得の伸びが高年齢者ほど高くなっており、労働市場における年功賃金の弱まりという指摘とは逆に、年齢別の所得格差は90年代に入って、むしろ明らかに拡大しているのである。

また雇い人のある自営業の相対所得が減少していることについても、その構造的変化は統計的に確認できる。加えて、会社・団体等の役員の前相対所得も低下する傾向がみられ、組織の経営層に対する報酬が伸び悩んでいることが予想される。一方、常用雇用者の規模

間格差には、官公庁の相対賃金が上昇していることを除いて統計的な変化はみられない。

「家庭内職者」と「仕事なし」の相対賃金は、やはり大きく増加している。女性の男性に対する総所得は大きく減退している一方、配偶者が死別した個人の所得は増加している。

表1では大都市部の総所得がバブル経済の崩壊の後、相対的に低下しているようにみえたが、表2をみる限り、それは統計的に明確なかたちでは表れていない。反面、地域別にみたとき、もっとも所得の高い「関東一I」地域の相対所得が低下したことは確認できる。反対に所得の低かった「東北」、「四国」、「北九州」といった地域では、所得水準が相対的に上昇する傾向が統計的に有意なかたちで観察できている。しかし同じく低所得地域であった「南九州」（熊本、宮崎、鹿児島、沖縄）については相対所得の改善傾向はみられない。

4. 自営業と雇用者の比較

これまでの推計から、90年代における所得格差の構造変化の可能性を検証した。なかでも、自営業者の所得状況が雇用者に比べて停滞していることが特徴的であった。しかし、このような変化は90年代にはじめて生じたものではなく、長期的、構造的な変化である。図2は、非農林業就業者に占める自営業者の比率を年間所得階層別にみたものである。1982年には1000万円以上の収入を得る者のうち、およそ3人に1人は自営業者であった。しかし、その割合は趨勢的に低下し、1997年には10人に1人程度まで低下している。自営業比率はほとんどの年齢階層で低下傾向にあるものの、長期的な低下度合は高所得層ほど顕著になっている。高所得を得るには自営業者となるよりも雇用者である方が有利である状況が強まりつつある。

自営業の収入構造の変化がどのような要因によってもたらされたのかを知るために、今度は自営業者に関する事業所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数を推計した。また対比のために、雇用者に関する雇用者所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数の推計も行った。その結果が表3である。

説明変数のうち年齢の効果をみると、年齢一次項の係数は減少、一方で年齢二乗項の係数は上昇している。雇用者の賃金が年齢とともに上昇する傾向があることはよく知られているが、自営業についても年齢を積みますことで経験やノウハウを蓄積し、一定の年齢までは事業収入の増加につながっている。しかし1990年から96年にかけて、年齢の増加に伴う限界収入は減少している。推計結果から計算すると、事業収入がピークとなる自営業者の年齢は1990年では46.7歳であったのに対し、96年には39.7歳まで低下している。このことは、他の条件を一定とする限り、40歳代の自営業者の収入が大きく鈍化したことを意味している。それに比べ、雇用者の年齢の効果には自営業者ほどの顕著な変化がみられない。年功賃金制度の崩壊が叫ばれるものの、実態としては雇用者の年齢に応じて賃金が増加する傾向はさほど変化していない。40歳代などの中年齢の場合、自営業者となるよりも雇用者となる方が、収入条件は良いといった傾向が1990年代には強まっている。

自営業の相対収入の変化は、自営業者数の推移にも影響している。図3は年齢階層別に

みた自営業者数の動向であるが、ここからは50代、60代の自営業が増加気味に推移してきたのに対し、30代、40代の自営業者数が90年代に入って大幅に減少している。このような比較的若い年代における自営業者数の減少には、雇用者に対する自営業者の相対所得の低下が影響を及ぼしていると考えられる。

その他の自営業収入構造の変化としては、女性ダミーの係数が有意に負であるものの、その絶対値は低下気味である。雇用者の女性ダミーの係数がやや減少していることと比較すれば、女性の収入条件は雇用者となるよりも自営業の方がやや改善している。しかしOECDの「エンプロイメント・アウトLOOK 2000」をふたたびみると、加盟国のなかで1990年代に女性の非農林業自営業者数が減少している国はわずかであり、そのなかで最も減少率が高いのは日本である（同161ページ）。表4には日本における男女別の自営業者数を示したが、女性では内職による就業が最も低下している他、雇用者のいない女性自営業者も減少しており、雇用者のいる自営業者も80年代初め以降、ほとんど増えていないというのが現状である。女性の自営業者の収入条件が改善傾向にあるにもかかわらず、なぜ女性自営業者数の伸びが日本では低いのか。これも今後の重要な検討課題である。

地域別の動向をみると、自営業、雇用者ともに他の地域よりも「関東Ⅰ」は収入が相対的に高くなる傾向が1990年にはみられた。しかし、バブル経済が崩壊した後の1996年には「関東Ⅰ」地域の所得面の優位性は薄れ、自営業にいたっては特段有意であるといった傾向はなくなっている。また96年には「関東Ⅱ」（茨城、栃木、群馬、山梨、長野）と「南九州」地域の自営業の相対収入が他地域に比べて減少する傾向が強まっている。

5. セレクションバイアスの可能性

自営収益に対する年齢等の効果を推計する際、注意すべき点がある。サンプルセレクション・バイアスの問題である。たとえば自営業の後継者であるために経営のノウハウを得やすかったり、生来の資質として起業家精神に恵まれている人々は、年齢や資産とは無関係に高い自営収入が獲得できるだろう。自営業サンプルには、統計的に観察できないこれら特有な属性を保有するサンプルが多く含まれる可能性がある。一方、年齢が低いために資産の蓄積が少なく自営業となっていない人々のなかには、自営業に就ければ高い収入を得ることもできた場合があるかもしれない。これらの自営を選択しなかったサンプルまで含めると、年齢と自営収入の関係は実際に観察できるデータから得られるものと異なる可能性がある。

そこでサンプルセレクション・バイアスを取り除くため、女性や高齢者の収入関数や労働供給関数の推計にしばしば用いられるヘックマン二段階推計方法を用いる。具体的には年齢および性別、大都市居住の各ダミーを説明変数に自営就業確率関数を推計し、そこからバイアス修正変数（いわゆるHeckman's λ ）を計算、それを自営収入関数の説明変数に加えて最尤推計した。その結果が表5に示されている。

表3の推計では自営業収入に対する年齢蓄積の効果が弱まっていることを指摘したが、

表 5 の結果はさらにドラスティックである。1990 年では 40 代後半に至るまでは年齢の上昇に伴い事業収入が増大する傾向はみられたものの、その関係は 1996 年には消失している。年齢の効果は一次項、二次項ともに統計的に有意でなく、年齢の増加が収入の増加にはまったく結びついていない。さらに女性ダミーの係数も 1990 年には有意に負だったのが、1996 年には有意ではなくなっている。これらを併せると、自営業の収入条件に与える年齢や性別の影響は 1990 年代には急速に弱まり、自営業者が若くて女性である場合でも高収入を上げることができる環境が出来つつあることを意味している。それにもかかわらず、若年や女性の自営業者が増えていない。開業・起業を阻害する何らかの要因が存在し、このような高収入機会を実際就く若年や女性の登場を制限している可能性がある。

さらにセレクションバイアスを考慮した場合でも、「関東-I」の事業収入面での相対的優位性は 1990 年から 1996 年にかけてやはり消失している。加えて、90 年時点までは必ずしも収入面で不利であるとはいえなかった「北海道」や「南九州」地域での収入が相対的に低下している。90 年代後半には両地域の経済状況は大きく悪化してきたが、その影響は自営業の収入鈍化となって表れている。

6. 今後の課題を整理する

以上の中間的推計結果から得られた今後の主な分析課題を整理すると次のようになる。

- 自営業者、とくに 40 代の自営業者の収入が大きく低下した理由は何か
 - 自営業収入の改善にもかかわらず何故女性や若年の自営業が増えないのか
 - 高齢者、なかでも単身高齢者の所得が 90 年代に急速に改善した理由は何か
 - 「家庭内職者」と「仕事なし」の所得はどのような源泉を通じて増大したのか
 - 社会保障や受給金品が所得格差の構造をどのように緩和もしくは助長したのか
 - 「南九州」、「北海道」、「関東-I」などの特定地域で所得環境が悪化したの何故か
- これらの点について、今後、より詳細な検討を行っていく予定である。

表1. 重回帰分析結果

	1996年				1993年				1990年				1987年			
	説明変数		t値		係数		t値		係数		t値		係数		t値	
年齢	(自然対数化総所得)		-0.5283	-7.42 ***	-0.5122	-8.64 ***	-0.3250	-4.80 ***	-0.3218	-4.76 ***						
<20-29歳>			0.1566	6.54 ***	0.1134	4.75 ***	0.1653	6.54 ***	0.1572	6.65 ***						
			0.3052	12.85 ***	0.2576	10.66 ***	0.2829	10.95 ***	0.2774	11.13 ***						
			0.3221	12.94 ***	0.2446	9.65 ***	0.2518	9.21 ***	0.2579	9.85 ***						
			0.2093	7.80 ***	-0.0779	-2.66 ***	-0.0940	-2.96 ***	-0.1405	-4.45 ***						
			-0.0946	-3.15 ***	-0.4899	-12.17 ***	-0.4153	-9.93 ***	-0.4207	-10.02 ***						
			0.1036	3.01 ***	0.2295	6.53 ***	0.2631	7.39 ***	0.2167	6.20 ***						
			-0.3988	-13.95 ***	-0.3221	-11.07 ***	-0.4029	-13.71 ***	-0.3462	-12.50 ***						
			-0.3388	-10.20 ***	-0.2921	-8.86 ***	-0.3694	-10.44 ***	-0.3884	-11.32 ***						
			0.5085	14.37 ***	0.6332	18.37 ***	0.6064	16.45 ***	0.5297	12.63 ***						
			-0.1812	-4.53 ***	-0.1584	-3.77 ***	-0.1892	-4.33 ***	-0.0390	-1.00						
			0.0785	3.07 ***	0.1346	5.16 ***	0.0814	2.86 ***	0.1623	6.10 ***						
			0.2248	8.73 ***	0.2319	8.95 ***	0.1812	6.51 ***	0.2497	9.34 ***						
			0.3539	9.40 ***	0.3061	8.25 ***	0.3326	8.37 ***	0.3750	9.91 ***						
			0.4634	17.39 ***	0.4639	17.64 ***	0.4751	16.97 ***	0.5372	22.55 ***						
			0.6245	21.03 ***	0.5819	19.48 ***	0.5465	18.00 ***								
			-0.5389	-13.29 ***	-0.5736	-13.88 ***	-0.4972	-10.26 ***	-0.5251	-9.88 ***						
			-0.6335	-9.40 ***	-0.5681	-8.13 ***	-0.6687	-11.39 ***	-0.5947	-8.99 ***						
			-0.9810	-11.85 ***	-1.3129	-16.51 ***	-1.2581	-17.80 ***	-0.9102	-11.56 ***						
			-0.3867	-7.80 ***	-0.5062	-10.17 ***	-0.4048	-8.36 ***	-0.3058	-6.02 ***						
			-0.6395	-26.47 ***	-0.7912	-28.81 ***	-1.0137	-33.18 ***	-0.8433	-29.99 ***						
			-0.7530	-58.16 ***	-0.6139	-42.69 ***	-0.6452	-42.01 ***	-0.5995	-39.20 ***						
			0.0683	3.34 ***	0.1194	5.61 ***	0.0895	3.32 ***	0.1625	7.15 ***						
			0.2864	9.73 ***	0.0944	2.45 **	0.0677	1.69 *	0.0403	0.99						
			0.1306	3.60 ***	-0.0548	-1.33	0.0509	1.11	0.0305	0.64						
			0.1592	5.71 ***	0.2979	9.92 ***	0.2677	3.85 ***	0.2181	7.36 ***						
			0.1550	6.11 ***	0.2468	8.93 ***	0.1494	2.44 **	0.1312	5.03 ***						
			0.0842	3.32 ***	0.1564	5.55 **	0.1079	1.54	0.0663	2.40 **						
			0.0117	0.45	0.0650	2.02 **	0.1055	1.50	-0.0589	-2.30 **						
			-0.0622	-1.92 *	0.0171	0.46	-0.0262	-0.69	-0.0057	-0.15						
			-0.0898	-3.62 ***	-0.1429	-4.93 ***	-0.1922	-6.84 ***	-0.1349	-4.61 ***						
			0.0843	4.28 ***	0.1081	4.87 ***	0.1899	8.55 ***	0.0714	3.07 ***						
			-0.0782	-2.99 ***	0.0185	0.66	-0.0398	-0.49	-0.0359	-1.22						
			-0.0566	-1.99 **	-0.0600	-1.74 *	0.0095	0.36	-0.1457	-4.53 ***						
			0.0361	1.60 *	0.0116	0.44	0.0095	0.36	-0.0014	-0.05						
			0.0819	2.14 **	0.0508	1.14	-0.0430	-0.80	0.0265	0.63						
			-0.0703	-2.64 ***	-0.0886	-3.03 ***	-0.0724	-2.33 **	-0.0390	-1.26						
			-0.0615	-1.71 *	-0.0891	-2.23 **	-0.2060	-5.06 ***	-0.1108	-2.67 ***						
			-0.1099	-4.16 ***	-0.1387	-4.72 ***	-0.1936	-6.30 ***	-0.0772	-2.60 ***						
			-0.2085	-7.71 ***	-0.2324	-6.81 ***	-0.2057	-6.13 ***	-0.2820	-8.03 ***						
			5.6126	159.14 ***	5.4490	141.99 ***	5.3445	78.83 ***	5.2762	136.76 ***						
			14.871		13.231		13.266		11.425							
			393.27		300.98		310.72		293.91							
			0.513		0.475		0.482		0.500							

注) * (有意水準10%)、** (5%)、*** (1%)。左端内<>は、リアレンス・グループ。

表2. 1990年から1996年にかけての所得格差についての構造変化の可能性

	非説明変数 (自然対数化総所得)		1990年基準		1996年ダミーとの交差項	
	説明変数		係数	t値	係数	t値
年次	1996年ダミー				0.2680	3.59 ***
年齢 <20-29歳>	20歳未満		-0.3250	-5.02 ***	-0.2032	-2.06 **
	30-39歳		0.1653	6.83 ***	-0.0086	-0.24
	40-49歳		0.2829	11.45 ***	0.0222	0.63
	50-59歳		0.2518	9.63 ***	0.0703	1.90 *
	60-69歳		-0.0940	-3.09 ***	0.3033	7.34 ***
	70歳以上		-0.4153	-10.38 ***	0.3206	6.31 ***
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)		0.2631	7.73 ***	-0.1595	-3.22 ***
	自営業(雇人なし)		-0.4029	-14.34 ***	0.0041	0.10
	家族従業者		-0.3694	-10.92 ***	0.0306	0.63
	会社・団体等の役員		0.6064	17.20 ***	-0.0978	-1.91 *
	一般常雇者・5人未満		-0.1892	-4.53 ***	0.0079	0.13
	" ・30-99人		0.0814	2.99 ***	-0.0029	-0.07
	" ・100-499人		0.1812	6.80 ***	0.0436	1.15
	" ・500-999人		0.3326	8.75 ***	0.0213	0.39
	" ・1000人以上		0.4751	17.75 ***	-0.0117	-0.30
	" ・官公庁		0.5465	18.82 ***	0.0779	1.83 *
	1年以上1年未満契約の雇用者		-0.4972	-10.73 ***	-0.0416	-0.66
	日々又は1月未満契約の雇用者		-0.6687	-11.91 ***	0.0352	0.39
	家庭内職者		-1.2581	-18.61 ***	0.2771	2.52 **
その他		-0.4048	-8.74 ***	0.0180	0.26	
仕事なし		-1.0137	-34.70 ***	0.3741	9.69 ***	
性別	女性ダミー		-0.6452	-43.93 ***	-0.1078	-5.40 ***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶		0.0895	4.10 ***	-0.0211	-0.69
	死別		0.0677	1.76 *	0.2186	4.45 ***
	離別		0.0509	1.16	0.0797	1.37
市群 <人口5万人未満の市>	大都市		0.2677	4.03 ***	-0.1084	-1.49
	人口15万人以上の市		0.1494	2.55 **	0.0055	0.08
	人口5万人以上15万人未満の市		0.1079	1.61	-0.0236	-0.33
	郡部		0.1055	1.57	-0.0937	-1.30
地域ブロック <東海>	北海道		-0.0262	-0.72	-0.0360	-0.72
	東北		-0.1922	-7.16 ***	0.1024	2.74 ***
	関東-I		0.1899	8.94 ***	-0.1055	-3.56 ***
	関東-II		-0.0144	-0.51	-0.0638	-1.63
	北陸		-0.0398	-1.40	-0.0167	-0.40
	近畿-I		0.0095	0.38	0.0266	0.78
	近畿-II		-0.0430	-0.84	0.1249	1.92 *
	中国		-0.0724	-2.43 **	0.0020	0.05
	四国		-0.2060	-5.29 ***	0.1444	2.67 ***
	北九州		-0.1936	-6.58 ***	0.0837	2.07 **
	南九州		-0.2057	-6.42 ***	-0.0027	-0.06
定数		5.3445	82.43 ***			
サンプル数				28,137		
F値				346.79		
修正決定係数				0.498		

注) * (有意水準10%)、**(5%)、*** (1%)。左端内<>は、リファレンス-グループ。

表3. 重回帰分析結果(非農業就業世帯)

説明変数 (自然対数化所得)	非説明変数 年次		専業所得 自営業者		兼業所得 被雇用者	
	1996年		1990年		1996年	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢	0.0430	2.06 **	0.0710	4.12 ***	0.0803	21.62 ***
年齢二乗/100	-0.0542	-2.82 **	-0.0760	-4.81 ***	-0.0856	-20.27 ***
働き方 <一般常雇・5-29人>	0.4430	6.38 ***	0.5401	9.82 ***	-0.2103	-6.62 ***
一般常雇・5人未満					0.0856	4.29 ***
30-99人					0.2357	11.71 ***
100-499人					0.3944	13.42 ***
500-999人					0.5097	24.14 ***
1000人以上					0.6279	27.12 ***
官公庁					-0.6684	-20.51 ***
1月以上1年未満契約の雇用者					-0.8682	-15.50 ***
日々又は1月未満契約の雇用者					-0.6403	-47.37 ***
性別	-0.6638	-6.45 ***	-0.7310	-8.46 ***	0.0117	0.61
女性ダミー	0.1746	1.10	0.0873	0.67	-0.0098	-0.53
婚姻の状態 <未婚>	0.4341	1.90 *	0.1524	0.85	-0.0411	-0.89
配偶	0.3383	1.54	0.0629	0.32	-0.0996	-2.74 ***
離婚	0.1986	1.26	0.0817	0.20	0.0855	2.83 ***
大都市	0.1096	0.79	0.0052	0.01	0.0622	2.26 **
人口15万人以上の市	0.0187	0.13	0.1210	0.26	0.0344	1.25
人口5万人以上15万人未満の市	0.0886	0.62	0.0288	0.06	0.0001	0.00
地域ブロック <東海>	-0.3284	-1.63	-0.0411	-0.22	-0.0060	-0.16
北海道	-0.0972	-0.57	-0.0153	-0.12	-0.0579	-2.18 **
東北	0.0677	0.60	0.3488	3.90 ***	0.1147	5.59 ***
関東-I	-0.3527	-2.29 **	0.2114	1.72 *	0.0050	0.17
関東-II	-0.0046	-0.02	-0.1400	-1.18	-0.0268	-0.90
北陸	-0.0591	-0.46	0.0946	0.91	0.0429	1.78 *
近畿-I	-0.1775	-0.80	-0.0035	-0.01	0.0310	0.73
近畿-II	-0.0724	-0.42	0.0469	0.40	-0.1079	-3.82 ***
中国	-0.3055	-1.48	-0.2321	-1.39	-0.0663	-1.64 *
四国	-0.2140	-1.44	-0.1969	-1.64	-0.0821	-2.88 ***
北九州	-0.3421	-2.22 **	-0.0608	-0.46	-0.0821	-2.88 ***
南九州	4.5491	7.96 ***	3.6775	5.93 ***	4.0839	53.21 ***
定数	775		1,031		7,590	
サンプル数	668		1451		289,01	
F値	0.139		0.223		0.523	
修正決定係数						

注) * (有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リアレンス・グループ。

表4.自営業者数の推移(千人 自然対数化総所得(個人単位))

非説明変数		1982	1987	1992	1997
男性	(自然対数化総所得)	6,543	6,271	5,881	5,621
	うち雇用者有り	1,785	1,787	1,734	1,694
	うち雇用者無し	4,732	4,456	4,113	3,901
	うち内職者	26	28	35	27
女性	自営業総数	2,994	2,800	2,561	2,309
	うち雇用者有り	338	343	373	350
	うち雇用者無し	1,610	1,560	1,406	1,411
	うち内職者	1,046	898	782	548

資料)総務省統計局「就業構造基本調査」

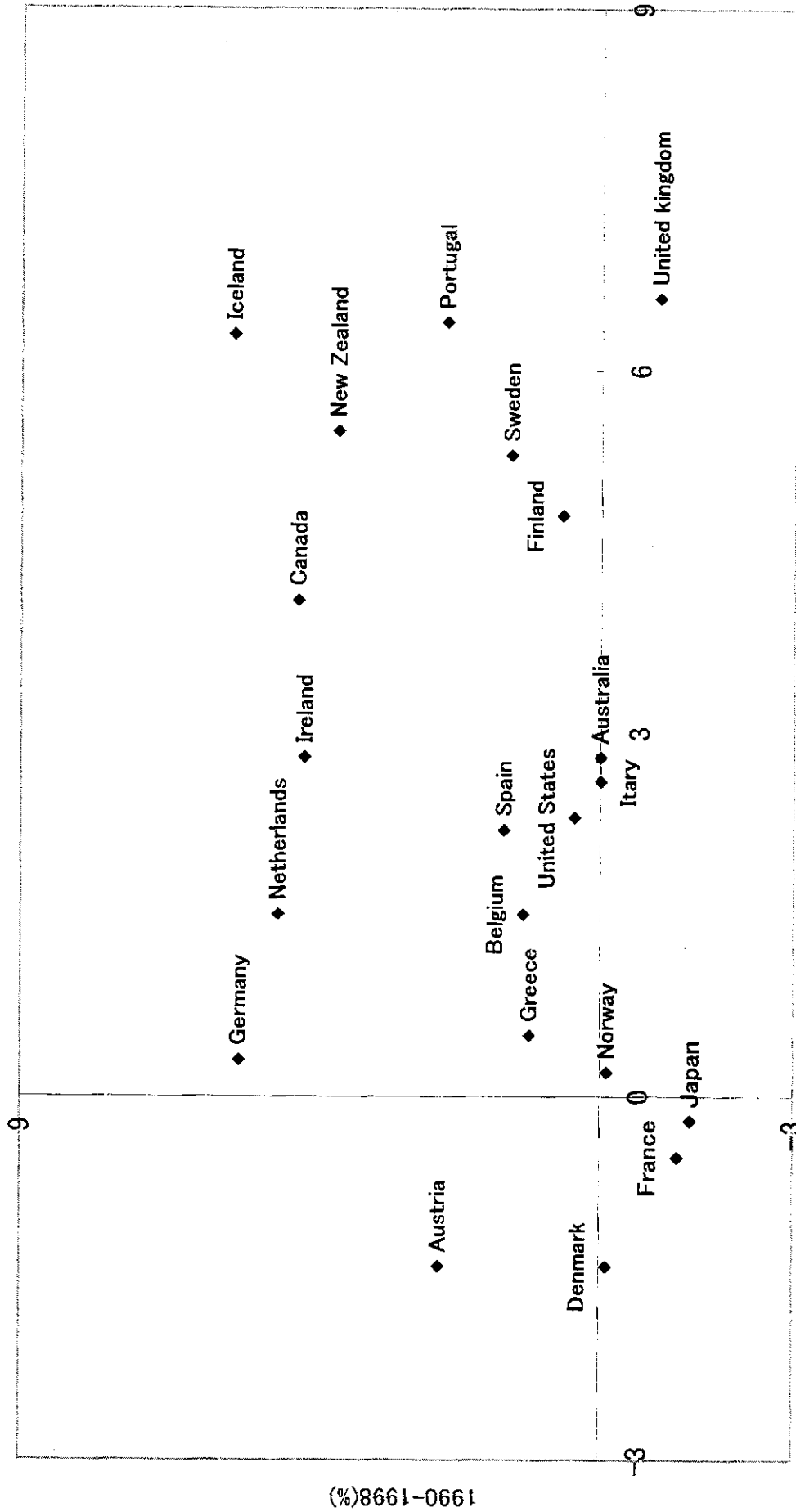
表5. セレクションバイアスを除去した推計(ヘックマンモデル2段階最尤推計)

説明変数	非説明変数 (自然対数化総所得)		事業所得(自然対数化)	
	1996年	1990年	1996年	1990年
	係数	t値	係数	t値
年齢	-0.0150	-0.73	0.0837	3.96 ***
年齢二乗/100	-0.0301	-1.62	-0.0786	-4.92 ***
自営業(雇人あり)ダミー	0.4610	7.04 ***	0.5366	9.76 ***
女性ダミー	0.0272	0.21	-0.9447	-4.40 ***
有配偶	0.1472	1.00	0.0668	0.68
死別	0.4415	2.02 **	0.1550	0.88
離別	0.2512	1.23	0.0614	0.31
大都市	0.3071	1.90 *	0.0660	0.14
人口15万人以上の市	0.0977	0.75	-0.0021	-0.01
人口5万人以上15万人未満の市	0.0606	0.46	0.1174	0.25
郡部	0.0701	0.52	0.0210	0.04
北海道	-0.4038	-2.18 **	-0.0383	-0.20
東北	-0.2210	-1.38	-0.0137	-0.11
関東-I	0.0708	0.66	0.3476	3.93 ***
関東-II	-0.3486	-2.38 **	0.2103	1.73 *
北陸	-0.0107	-0.06	-0.1410	-1.20
近畿-I	-0.0646	-0.53	0.0954	0.93
近畿-II	-0.1655	-0.77	-0.0105	-0.04
中国	-0.0852	-0.53	0.0479	0.41
四国	-0.2556	-1.33	-0.2288	-1.39
北九州	-0.2715	-1.95 *	-0.1955	-1.64 *
南九州	-0.3655	-2.57 ***	-0.0647	-0.49
定数	9.2839	13.99 ***	2.4481	1.90 *
サンプル数	775		1,031	
Wald chi2 (22)	209.42		320.76	
Log Likelihood	-3548.096		-4474.028	

注1) * (有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リアレンス・グループ。

注2) セレクション関数は、年齢、性別ダミー、大都市ダミー、定数項を説明変数とした。

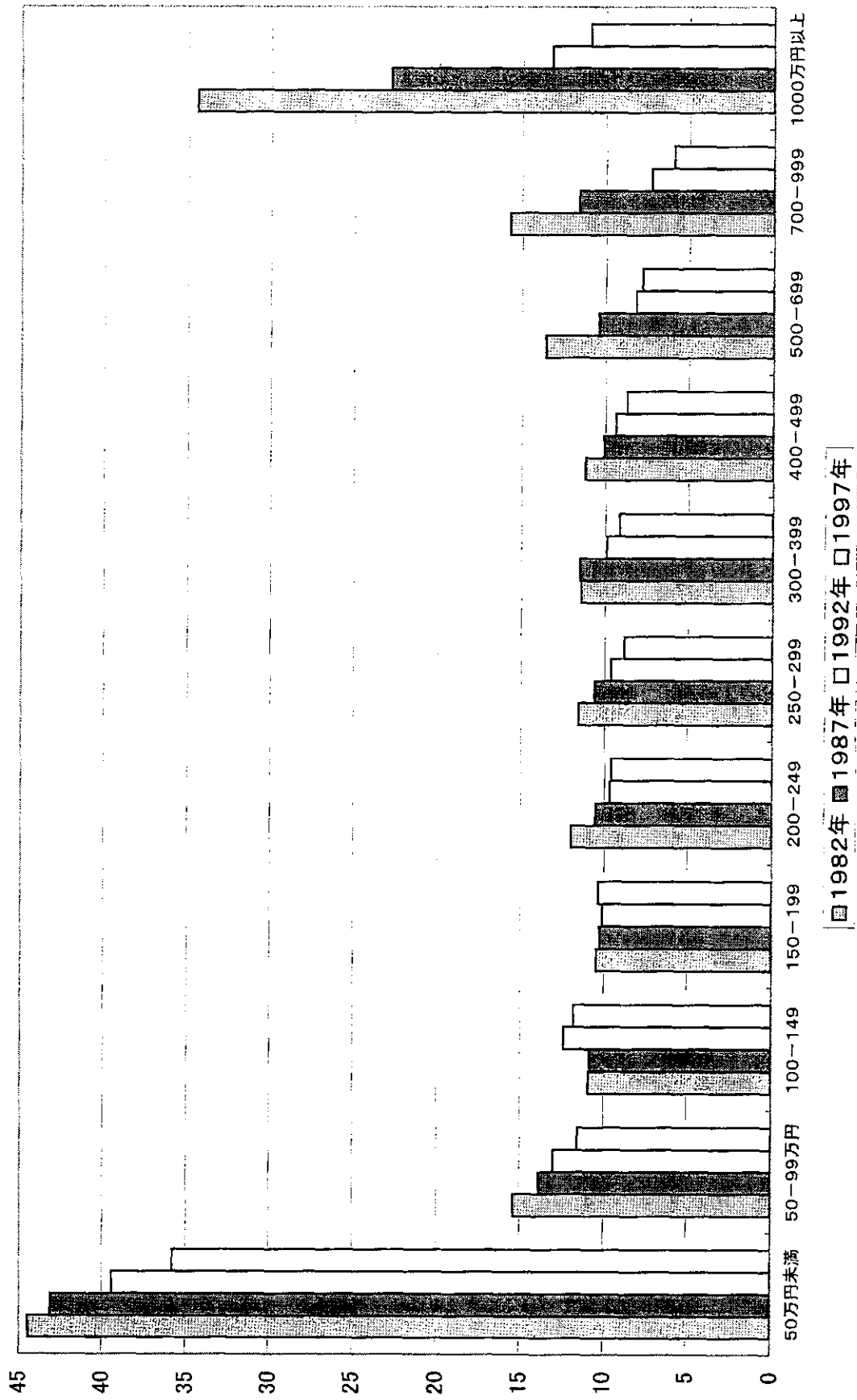
図1. 非農林業自営業者の平均年間増加率



Source: OECD Employment Outlook 2000

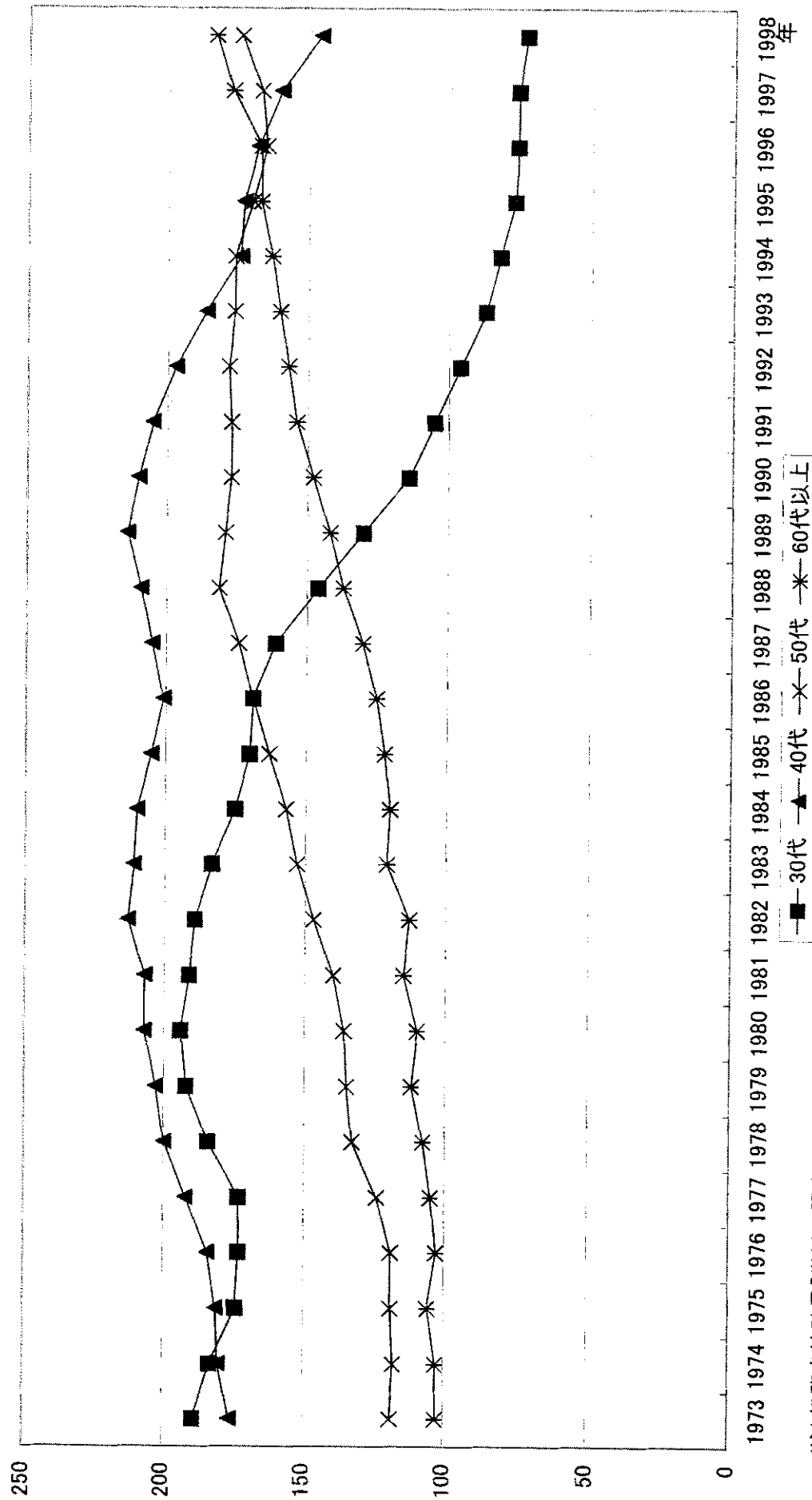
1979-1990 (%)

図2. 所得階層別自営業割合(パーセント)〈非農林業就業者〉



総務省統計局「就業構造基本調査」より作成

図3. 年齢階級別自営業数の推移(万人)<非農林業>



■—30代 ▲—40代 ×—50代 *—60代以上

(注) 総務省統計局「労働力調査年報」より作成

第5章 地域間所得格差に関する研究レビュー

<分担研究者>

国立社会保障・人口問題研究所
総合企画部主任研究官

小島 克久